2Х

УДК 681.324

В.Г. Хорошевский, В.А. Павский, К.В. Павский
Институт физики полупроводников СО РАН, г. Новосибирск, Россия
khor@isp.nsc.ru, pavvm@kemtipp.ru, pkv@isp.nsc.ru

Анализ эффективности функционирования вычислительных систем в режиме обработки пакета задач*

Найдены аналитические выражения для распределения вероятностей состояний вычислительных систем (ВС) в переходном режиме функционирования. Произведен анализ эффективности функционирования распределенных ВС (живучих и со структурной избыточностью) и осуществимости параллельного решения задач потока с отказами.

Введение

По своей природе ВС – это стохастический объект, обслуживающий вероятностные потоки задач со случайными параметрами. Естественно при изучении функционирования ВС применять аппарат теории массового обслуживания (ТМО) [1]. Однако в этом случае рассмотрение переходного режима работы ВС, как правило, не обходится без использования трудоемких численных методов [2-5].

В данной работе рассматривается марковская модель ТМО с отказами (в обозначениях Кендалла M/M/1/*n* [6], [7]), представляемая в виде системы дифференциальных уравнений. Найдены аналитические выражения для распределения вероятностей состояний ВС в переходном режиме. Произведены расчеты показателей эффективности функционирования распределенных живучих ВС и систем со структурной избыточностью [2], [3]. Выделены две группы показателей: надежности (живучести) ВС и осуществимости параллельного решения задач [2], [3], [8].

Формулировка модели

На вычислительную систему [3] поступает пуассоновский поток простых (последовательных) задач с интенсивностью α , из которых формируется пакет. Количество задач в пакете ограничивается числом n элементарных машин ВС, выделяемых для решения поступающих задач. Если пакет сформирован, то очередная задача получает отказ и считается потерянной. Как только ВС освобождается, она приступает к обслуживанию пакета (пусть даже и не до конца сформированного) и начинается формирование очередного пакета. Время решения каждой задачи в системе является случайной величиной, распределенной по экспоненциальному закону с интенсивностью решения β . По окончании решения всех задач ВС переходит к решению задач из очередного пакета. Требуется проанализировать эффективность работы системы.

* Работа выполнена при поддержке РФФИ (гранты № 07-07-00142, № 09-07-00185, № 08-08-00300), Совета по грантам Президента РФ (грант № НШ-2121.2008.9).

Пусть $P_k(t)$ – вероятность того, что в момент времени $t \in [0,\infty)$ пакет состоит из k нерешенных задач, причем $P_0(0)=1$ (т.е. в начальный момент времени пакет был пустым); $k \in E_0^n = \{0,1,...,n\}$.

Используя методы ТМО [6], получаем систему дифференциальных уравнений

$$\begin{cases} \frac{d}{dt}P_0(t) = -\alpha \cdot P_0(t) + \beta \cdot \sum\limits_{k=1}^{n} P_k(t), \\ \frac{d}{dt}P_k(t) = -(\alpha+\beta)\cdot P_k(t) + \alpha \cdot P_{k-1}(t),\ k \in E_1^{n-1}, \\ \frac{d}{dt}P_n(t) = -\beta \cdot P_n(t) + \alpha \cdot P_{n-1}(t), \end{cases} \tag{1}$$

с начальными условиями

$$P_0(0)=1,\ P_k(0)=0. \tag{2}$$

Условие нормировки, являющееся следствием системы уравнений (1), имеет вид:

$$\sum_{k=0}^{n} P_k(t) = 1,\ \forall t \in [0,\infty). \tag{3}$$

Преобразуем первое уравнение системы (1) с учетом условия (3):

$$\frac{d}{dt}P_0(t) = -(\alpha+\beta)\cdot P_0(t) + \beta.$$

Решение этого уравнения при начальных условиях (2) записывается в виде

$$P_0(t) = \frac{\beta}{\alpha+\beta} + \frac{\alpha}{\alpha+\beta}\cdot e^{-(\alpha+\beta)t}.$$

Аналогично, при $k=1$, получаем

$$P_1(t) = \frac{\alpha\beta}{(\alpha+\beta)^2} + \frac{\alpha^2 t}{(\alpha+\beta)}\cdot e^{-(\alpha+\beta)t} - \frac{\alpha\beta}{(\alpha+\beta)^2}\cdot e^{-(\alpha+\beta)t}.$$

Для применения метода математической индукции решим уравнение (1) при $k=2$,

$$P_2(t) = \frac{\alpha^2\cdot\beta}{(\alpha+\beta)^3} - \frac{\alpha^2\cdot\beta}{(\alpha+\beta)^3}\cdot e^{-(\alpha+\beta)t} - \frac{\alpha^2\beta t}{(\alpha+\beta)^2}\cdot e^{-(\alpha+\beta)t} + \frac{\alpha^3\cdot t^2}{2!\cdot(\alpha+\beta)}\cdot e^{-(\alpha+\beta)t}.$$

Предположим, что для некоторого $k < n-1$ справедлива формула

$$P_k(t) = \frac{\alpha^k\cdot\beta}{(\alpha+\beta)^{k+1}} - \frac{\alpha^k\cdot\beta}{(\alpha+\beta)^{k+1}}\cdot e^{-(\alpha+\beta)t} + e^{-(\alpha+\beta)t}\cdot\left(\frac{\alpha^{k+1}\cdot t^k}{k!\cdot(\alpha+\beta)} - \alpha^k\cdot\beta\cdot\sum_{r=1}^{k-1}\frac{t^r}{r!\cdot(\alpha+\beta)^{k-r+1}}\right). \tag{4}$$

Докажем ее справедливость для $k+1$, имеем

$$P_{k+1}(t) = e^{-(\alpha+\beta)t}\cdot\left(C + \alpha\cdot\int e^{(\alpha+\beta)t}\cdot\left(\frac{\alpha^k\cdot\beta}{(\alpha+\beta)^{k+1}} - e^{-(\alpha+\beta)t}\left(\frac{\alpha^k\cdot\beta}{(\alpha+\beta)^{k+1}} - \frac{\alpha^{k+1}\cdot t^k}{k!\cdot(\alpha+\beta)} + \right.\right.\right.$$
$$\left.\left.\left. + \alpha^k\cdot\beta\cdot\sum_{r=1}^{k-1}\frac{t^r}{r!\cdot(\alpha+\beta)^{k-r+1}}\right)dt\right)\right).$$

Раскрывая скобки и интегрируя последнее, получим

$$P_{k+1}(t)=e^{-(\alpha+\beta)t}\cdot\left(C+\frac{\alpha^{k+1}\cdot\beta}{(\alpha+\beta)^{k+2}}\cdot e^{(\alpha+\beta)t}-\frac{\alpha^{k+1}\cdot\beta\cdot t}{(\alpha+\beta)^{k+1}}+\frac{\alpha^{k+2}\cdot t^{k+1}}{(k+1)!\cdot(\alpha+\beta)}-\right.$$
$$\left.-\alpha^{k+1}\cdot\beta\cdot\sum_{r=1}^{k-1}\frac{t^{r+1}}{(r+1)!\cdot(\alpha+\beta)^{k-r+2}}\right).$$

Полагая $t=0$, находим $C=-\frac{\alpha^{k+1}\cdot\beta}{(\alpha+\beta)^{k+2}}$.

Подставляя найденное значение константы интегрирования C в последнее равенство, определяющее вероятность $P_{k+1}(t)$, получим

$$P_{k+1}(t)=e^{-(\alpha+\beta)t}\cdot\left(-\frac{\alpha^{k+1}\cdot\beta}{(\alpha+\beta)^{k+2}}+\frac{\alpha^{k+1}\cdot\beta}{(\alpha+\beta)^{k+2}}\cdot e^{(\alpha+\beta)t}-\frac{\alpha^{k+1}\cdot\beta\cdot t}{(\alpha+\beta)^{k+1}}+\right.$$
$$\left.+\frac{\alpha^{k+2}\cdot t^{k+1}}{(k+1)!\cdot(\alpha+\beta)}-\alpha^{k+1}\cdot\beta\cdot\sum_{r=1}^{k-1}\frac{t^{r+1}}{(r+1)!\cdot(\alpha+\beta)^{k-r+2}}\right)$$

или

$$P_{k+1}(t)=\frac{\alpha^{k+1}\cdot\beta}{(\alpha+\beta)^{k+2}}-\frac{\alpha^{k+1}\cdot\beta}{(\alpha+\beta)^{k+2}}\cdot e^{-(\alpha+\beta)t}+e^{-(\alpha+\beta)t}\cdot\left(\frac{\alpha^{k+2}\cdot t^{k+1}}{(k+1)!\cdot(\alpha+\beta)}-\alpha^{k+1}\cdot\beta\cdot\sum_{r=1}^{k}\frac{t^{r}}{r!\cdot(\alpha+\beta)^{(k+1)-r+1}}\right).$$

Таким образом, формула (4) доказана.

Легко заметить, что (см. (1))

$$P_n(t)=e^{-\beta t}\left(C+\alpha\int e^{\beta t}\cdot P_{n-1}(t)dt\right). \qquad (5)$$

Подставляя $P_{n-1}(t)$ (формулу (4) при $k=n-1$) в (5), получаем

$$P_n(t)=e^{-\beta t}\cdot\left(C+\alpha\cdot\int e^{\beta t}\left(\frac{\alpha^{n-1}\cdot\beta}{(\alpha+\beta)^{n}}-e^{-(\alpha+\beta)t}\cdot\frac{\alpha^{n-1}\cdot\beta}{(\alpha+\beta)^{n}}+\right.\right.$$
$$\left.\left.+e^{-(\alpha+\beta)t}\cdot\left(\frac{\alpha^{n}\cdot t^{n-1}}{(n-1)!\cdot(\alpha+\beta)}-\alpha^{n-1}\cdot\beta\cdot\sum_{r=1}^{n-2}\frac{t^{r}}{r!\cdot(\alpha+\beta)^{n-r}}\right)dt\right)\right).$$

Представим правую часть последнего равенства в виде суммы интегралов

$$P_n(t)=e^{-\beta t}\cdot\left(C+\frac{\alpha^{n}}{(\alpha+\beta)^{n}}\cdot e^{\beta t}+\frac{\alpha^{n-1}\cdot\beta}{(\alpha+\beta)^{n}}\cdot e^{-\alpha t}+\frac{\alpha^{n+1}}{(n-1)!(\alpha+\beta)}\cdot\int t^{n-1}\cdot e^{-\alpha t}dt-\right.$$
$$\left.-\alpha^{n}\cdot\beta\cdot\sum_{r=1}^{n-2}\frac{1}{r!\cdot(\alpha+\beta)^{n-r}}\cdot\int t^{r}\cdot e^{-\alpha t}dt\right).$$

Далее замечаем, что

$$P_n(t)=e^{-\beta t}\cdot\left(C+\frac{\alpha^{n}}{(\alpha+\beta)^{n}}\cdot e^{\beta t}+\frac{\alpha^{n-1}\cdot\beta}{(\alpha+\beta)^{n}}\cdot e^{-\alpha t}-\frac{\alpha^{n}}{(n-1)!(\alpha+\beta)}\cdot e^{-\alpha t}\cdot\left(t^{n-1}+\right.\right.$$
$$\left.\left.+(n-1)!\cdot\sum_{k=1}^{n-1}\frac{t^{n-k-1}}{\alpha^{k}\cdot(n-k-1)!}\right)\alpha^{n-1}\cdot\beta\cdot\sum_{r=1}^{n-2}\frac{1}{r!\cdot(\alpha+\beta)^{n-r}}\cdot e^{-\alpha t}\cdot\left(t^{r}+r!\cdot\sum_{k=1}^{r}\frac{t^{r-k}}{\alpha^{k}\cdot(r-k)!}\right)\right). \qquad (6)$$

Найдем значение произвольной постоянной в (6). При $t = 0$ имеем:

$$0 = C + \frac{\alpha^n}{(\alpha+\beta)^n} + \frac{\alpha^{n-1}\cdot\beta}{(\alpha+\beta)^n} - \frac{\alpha}{\alpha+\beta} + \frac{\alpha^{n-1}\cdot\beta}{(\alpha+\beta)^n}\cdot\sum_{r=1}^{n-2}\left(\frac{\alpha+\beta}{\alpha}\right)^r .$$

Члены, стоящие под знаком суммы, образуют геометрическую прогрессию. Следовательно,

$$\sum_{r=1}^{n-2}\left(\frac{\alpha+\beta}{\alpha}\right)^r = \frac{(\alpha+\beta)^{n-1}}{\beta\cdot\alpha^{n-2}} - \frac{\alpha+\beta}{\beta},$$

и находим, что $C = 0$.

Окончательно получаем, что

$$P_n(t) = \frac{\alpha^n}{(\alpha+\beta)^n} + \frac{\alpha^{n-1}\cdot\beta}{(\alpha+\beta)^n}\cdot e^{-(\alpha+\beta)t} - \frac{\alpha^n}{(n-1)!(\alpha+\beta)}\cdot e^{-(\alpha+\beta)t}\cdot$$

$$\cdot\left(t^{n-1} + (n-1)!\cdot\sum_{k=1}^{n-1}\frac{t^{n-k-1}}{\alpha^k\cdot(n-k-1)!}\right) + \alpha^{n-1}\cdot\beta\cdot e^{-(\alpha+\beta)t}\cdot\sum_{r=1}^{n-2}\frac{t^r}{r!\cdot(\alpha+\beta)^{n-r}} + \quad (7)$$

$$+\alpha^{n-1}\cdot\beta\cdot e^{-(\alpha+\beta)t}\cdot\sum_{r=1}^{n-2}\sum_{k=1}^{r}\frac{t^{r-k}}{\alpha^k\cdot(\alpha+\beta)^{n-r}\cdot(r-k)!}.$$

Иллюстрация к характеру изменения значений вероятностей $P_k(t)$ от времени t представлена на рис. 1.

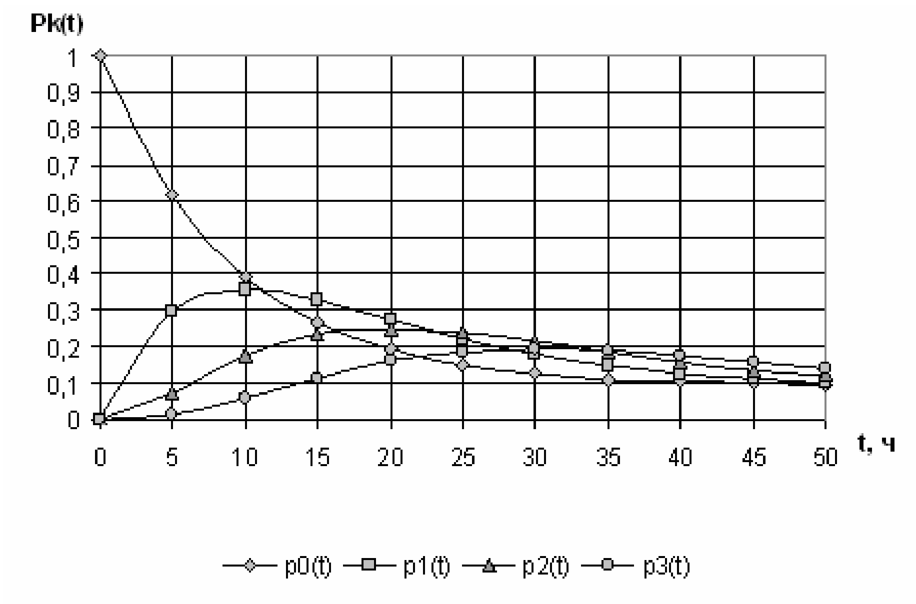


Рисунок 1 – Зависимость вероятностей $P_k(t)$, $k = 0, 1, 2, 3$, от времени t при $\alpha = 0{,}1$ 1/ч., $\beta = 0{,}01$ 1/ч.

Из рис. 1 видно, что стационарный режим функционирования ВС при решении задач наступает через достаточно длительный промежуток времени, $t > 45$ ч. Следовательно, для вычислительных систем, функционирующих в реальных условиях, пренебрежение зависимостью показателей эффективности от времени недопустимо.

Система M/M/1/n всегда эргодична, следовательно, стационарный режим ($\lim_{t\to\infty} P_k(t) = P_k > 0, \lim_{t\to\infty} P_k{'}(t) = 0$) всегда существует, так что

$$P_0 = \frac{\beta}{\alpha+\beta},\ P_k = \frac{\alpha^k \cdot \beta}{(\alpha+\beta)^{k+1}},\ k \in E_1^{n-1},\ P_n = \frac{\alpha^n}{(\alpha+\beta)^n}. \quad (8)$$

Как следует из (3), вероятности P_k, $k \in E_0^n$ составляют ряд распределения и, следовательно, представляют базис, через который выражаются показатели, характеризующие эффективность процесса решения (осуществимость решения [3], [8]) задач на ВС в момент времени t, $t \in [0,\infty)$. Рассмотрим те из них, которые можно использовать при экспресс-анализе функционирования ВС:

1) вероятность того, что пакет не пуст

$$P_{\geq 1} = 1 - P_0;$$

2) вероятность отказа в обслуживании задачи

$$P_{отк} = P_n;$$

3) средний объем пакета

$$n = \left[\frac{\ln P_{отк}}{\ln\alpha - \ln(\alpha+\beta)}\right], \quad (9)$$

где $[x]$ – целая часть числа x;

4) среднее число задач в пакете

$$M = \frac{\alpha\cdot\beta}{(\alpha+\beta)^2}\cdot\sum_{k=1}^{n-1} k\cdot\frac{\alpha^{k-1}}{(\alpha+\beta)^{k-1}} + n\cdot\left(\frac{\alpha}{\alpha+\beta}\right)^n; \quad (10)$$

5) дисперсию числа задач в пакете

$$D = \frac{\alpha\cdot\beta}{(\alpha+\beta)^2}\cdot\sum_{k=1}^{n-1} k^2\cdot\left(\frac{\alpha}{\alpha+\beta}\right)^{k-1} + n^2\cdot\left(\frac{\alpha}{\alpha+\beta}\right)^n - M^2. \quad (11)$$

Вычисление показателей надежности распределенных ВС

Считаем, что восстановительные операции в ВС осуществляет восстанавливающая система, состоящая из m однородных устройств (ВУ), $m \in E_1^n$. Это либо специальные аппараты, либо микропрограммные устройства, либо программы, либо композиции из отмеченных средств. Производительность восстанавливающей системы определяется и числом m, и интенсивностью μ восстановления отказавших ЭМ одним ВУ [3].

Показатели надежности распределенных ВС рассчитаем при следующих условиях: а) ВС является высокопроизводительной, т.е. общее число N элементарных машин (ЭМ) достаточно большое [3]; б) режим функционирования ВС установившийся; в) в случае выхода ЭМ из строя, она сразу поступает на восстановление.

Обозначим через λ интенсивность отказов одной ЭМ, а через μ – интенсивность восстановления отказавших ЭМ одним ВУ.

1. Вычислительные системы **со структурной избыточностью** представляют программно настроенную конфигурацию [3], в которой:

а) выделена основная подсистема из n ЭМ и подсистема из ($N - n$) ЭМ, подчиненная основной и составляющая структурную избыточность;

б) основная подсистема предназначена для решения сложных задач, представленных параллельными программами из n ветвей, а подчиненная система – для решения фоновых задач;

в) функции отказавшей ЭМ основной подсистемы берет на себя любая исправная ЭМ структурной избыточности.

Очевидно, что для решения сложных задач требуются ВС с массовым параллелизмом (параллельные программы с большим числом ветвей). Можно считать, что $n >> (N - n)$, то есть производительность основной подсистемы близка к суммарной.

Если в основной подсистеме ВС со структурной избыточностью элементарная машина выходит из строя, то она локализуется, ее функции передаются свободной ЭМ структурной избыточности, и с помощью реконфигуратора порождается новая конфигурация из n ЭМ. Требуется определить величину $(N-n)$ структурной избыточности и вероятность R безотказной работы основной подсистемы ВС.

Поскольку режим работы ВС установившийся, то случайный процесс отказов ЭМ ВС (как следует из асимптотических свойств процессов восстановления [5], [9]) является пуассоновским. Следовательно, вероятность $V_k(\tau)$ того, что за время τ произойдет k отказов, равна

$$V_k(\tau) = \frac{(a_\tau)^k}{k!} e^{-a_\tau}, \; k \in E_0^N,$$

где $a_\tau = N(1-\exp(-\lambda\tau))$ – среднее число ЭМ, отказавших за время τ, $\tau \in [0, T)$, $T < \infty$. Принимая во внимание параметры модели ВС, полагаем, что интенсивность входящего потока $\alpha = \lim\limits_{\tau \to 0} \frac{a_\tau}{\tau} = N\lambda$, а интенсивность обслуживания $\beta = \mu$, тогда для вероятности отказа ВС получаем

$$P_{отк} = \left(\frac{N\lambda}{\mu + N\lambda} \right)^{(N-n)},$$

отсюда вероятность безотказной работы основной подсистемы

$$R = 1 - \left(N\lambda / (\mu + N\lambda) \right)^{(N-n)}. \qquad (12)$$

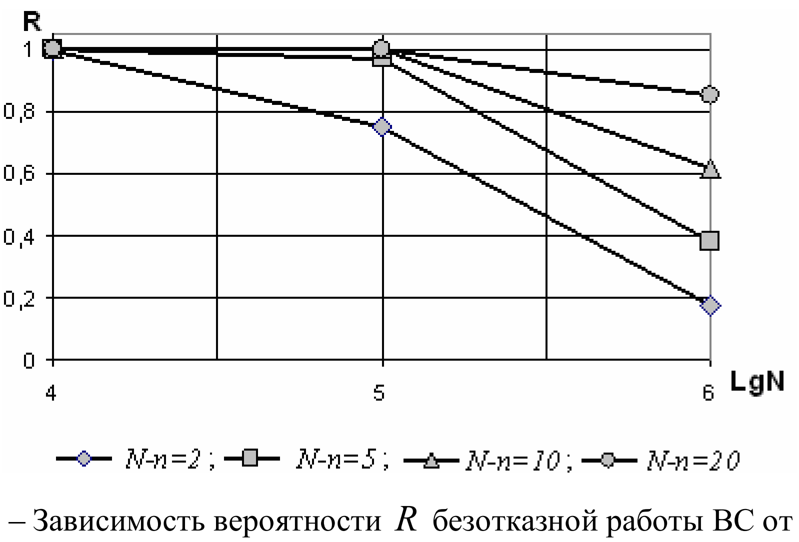


Рисунок 2 – Зависимость вероятности R безотказной работы ВС от числа ЭМ структурной избыточности, $(N-n) = 2; 5; 10; 20$, $\mu = 10$ 1/ч.

Зависимость $R = R(N)$ от числа $N = 10^4 \div 10^6$ ЭМ системы при $\lambda = 10^{-4}$ 1/ч., $\mu = 10$ 1/ч. и числа ЭМ структурной избыточности $(N-n) = 2; 5; 10; 20$, иллюстрируется рис. 2.

Из рисунка видно, что при $(N-n) \geq 10$ вероятность $R \geq 0{,}63$.

Расчеты показывают, что при $N \leq 2 \cdot 10^5$, $1/\lambda \geq 10^4$ ч., $\mu \geq 10$ 1/ч., вероятность $R \geq 0{,}98$. Следовательно, можно считать, что для большемасштабных ВС число $(N-n)$ ЭМ структурной избыточности не превосходит 0,02%.

2. Под **живучей** ВС понимается программно настроенная конфигурация из N ЭМ [2], в которой

а) указано минимально допустимое число n работоспособных ЭМ, обеспечивающих производительность системы не менее требуемой;

б) реализована возможность решения сложных задач, представленных адаптирующимися параллельными программами;

в) отказы любых ЭМ и восстановления отказавших приводят только к увеличению или уменьшению времени реализации параллельной программы.

Вычислительное ядро в живучей ВС составляют все n исправных ЭМ, а число избыточных – переменное от 0 до $(N-n)$.

Если во время решения сложной задачи ЭМ выходит из строя, то она покидает вычислительное ядро и берется на учет реконфигуратором, который в свою очередь передает ее в восстанавливающую систему (где ЭМ ремонтируется одним из свободных ВУ). При функционировании большемасштабных реконфигурируемых ВС используются виртуальные ВУ, и ремонт отказавших ЭМ сводится к их замене на машины из резерва [4]. В этом случае интенсивность μ воспринимается как среднее число ЭМ резерва, включаемых в единицу времени одним ВУ в состав ВС.

Следовательно, для живучих систем влияние числа m ВУ на интенсивность восстановления ЭМ может оказаться существенным. Найдем число m ВУ, при котором время ожидания ЭМ в очереди на восстановление будет пренебрежимо малым по сравнению с временем восстановления.

Пусть $P_{отк}$ – вероятность отказа одной ЭМ в стационарном режиме работы. Если восстанавливающая система состоит из m ВУ, то среднее время ремонта одной ЭМ равно $1/(m\mu)$ [9]. Из (12) получаем

$$m \cdot \mu = N \cdot \lambda \cdot ({P^{-(N-n)}}_{отк} - 1). \qquad (13)$$

Формула (13) подтверждает, что чем меньше времени тратится на ремонт ЭМ, тем меньше требуется восстанавливающих устройств для вычислительной системы. В табл. 1, 2 представлены количества ВУ, рассчитанные по формуле (13) при $(N-n) = 10$, $\lambda = 10^{-4}$ 1/ч. соответственно для $R = 0{,}95;\ 0{,}99$.

Таблица 1

μ \ Nλ	1	10	100
5	1	1	7
10-	1	1	4

Таблица 2

μ \ Nλ	1	10	100
5	1	2	12
10	1	1	6

Из таблиц следует, что с вероятностью, близкой к единице (≥ 0,95) для большемасштабных живучих ВС (при надежности ЭМ не ниже двух порядков относительно числа *N* ЭМ в ВС), число ВУ не превосходит 0,012% от *N*.

Заключение

Построена модель ВС со структурной избыточностью, функционирование которой осуществляется в режиме обработки пакета задач. Получены аналитические выражения для расчета функции надежности ВС (вероятности безотказной работы системы на временном промежутке).

Модель дает возможность не только анализировать качество функционирования ВС, но и вычислять значения ее параметров для достижения заданного уровня надежности.

Литература

1. Вишневский В.М. Теоретические основы проектирования компьютерных сетей / Вишневский В.М. – Москва : Техносфера, 2003. – 512 с.
2. Евреинов Э.В. Однородные вычислительные системы / Э.В. Евреинов, В.Г. Хорошевский. – Новосибирск : Наука, 1978. – 319 с.
3. Хорошевский В.Г. Архитектура вычислительных систем / Хорошевский В.Г. – М. : МГТУ им. Н.Э. Баумана, 2008. – 520 с.
4. Игнатьев М.Б. Надежность однородных вычислительных систем / М.Б. Игнатьев, Б.С. Флейшман, В.Г. Хорошевский [и др.] // Вычислительные системы. – Вып. 48. – Новосибирск : Наука, 1972. – С. 16-47.
5. Гнеденко Б.В. Математические методы в теории надежности / Б.В. Гнеденко, Ю.К. Беляев, А.Д. Соловьев. – М. : Наука, 1965. – 524 с.
6. Клейнрок Л. Вычислительные системы с очередями / Клейнрок Л. – М. : Мир, 1979. – 600 с.
7. Клейнрок Л. Теория массового обслуживания / Клейнрок Л. – М. : Машиностроение, 1979. – 432 с.
8. Павский В.А. Вычисление показателей живучести распределенных вычислительных систем и осуществимости решения задач / В.А. Павский, К.В. Павский, В.Г. Хорошевский // Искусственный интеллект. – 2006. – № 4. – С. 28-34.
9. Кокс Д.Р. Теория восстановления / Д.Р. Кокс, В.Л. Смит. – М. : Сов. радио, 1967. – 312 с.

В.Г. Хорошевський, В.О. Павський, К.В. Павський

Аналіз ефективності функціонування обчислювальних систем у режимі обробки пакета задач

Знайдені аналітичні вирази для розподілу імовірностей станів обчислювальних систем (ОС) у перехідному режимі функціонування. Здійснено аналіз ефективності функціонування розподілених ОС (живучих та зі структурною надлишковістю) і здійсненності паралельного розв’язання задач течії з відмовами.

Статья поступила в редакцию 10.06.2009.